

资源环境约束下我国省际全要素生产率测度分析

——基于 Global Malmquist-Luenberger 指数*

陶长琪 齐亚伟

(江西财经大学信息管理学院, 南昌, 江西, 330032)

摘要: 运用方向性距离函数和 Global Malmquist-Luenberger 指数将能源、人力资本与环境因素纳入环境全要素生产率测度与分解框架中, 评价我国 2000-2009 年各省市的环境效率、环境全要素生产率变动及其分解因子, 并与当期 Malmquist-Luenberger 指数及未考虑非期望产出时 Malmquist 指数得到的结果作了对比分析。测算结果表明: 环境无效率普遍存在, 且在省际间的分布差异较大; 环境全要素生产率的增长及省际差异都主要源于技术进步和技术规模变动, 纯技术效率和规模效率则出现不同程度地恶化; 如不考虑非期望产出, 全要素能源效率的增长显著地低于环境全要素生产率的增长, 东部地区的环境全要素生产率和全要素能源效率均高于中西部地区; 当期生产技术下的环境全要素生产率普遍低于全局生产技术下的测算结果, 并具有统计显著性。

关键词: 环境全要素生产率; 方向性距离函数; Global Malmquist-Luenberger 指数

中图分类号: F206 **文献标识码:** A

The Total Factor Productivity Measurement of China under Resource and Environmental Constraints

Abstract: This paper brings energy, human capital and environmental factors into the measure and decompose framework of total factor productivity, applying directional distance function and global Malmquist-Luenberger index method, to evaluate environmental efficiency, environmental total factor productivity change and its components in China over the period 2000 to 2009 under resource and environmental constraints. This paper also makes a comparative analysis of results among global Malmquist-Luenberger index, contemporaneous Malmquist-Luenberger index and Malmquist index not considering undesirable outputs. Calculation results show that there is environmental inefficiency widely under resource and environmental constraints and has the large provincial distribution differences; The growth and provincial differences of environmental total factor

* [基金项目] 本文得到国家自然科学基金(71073073)和教育部人文社会科学研究一般项目(11YJA630169)的资助。

[作者简介]: 陶长琪(1967-), 男, 江西 临川人, 江西财经大学信息管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 数量经济学、区域经济学; 齐亚伟(1984-), 女, 汉, 山东聊城人, 江西财经大学管理科学与工程博士研究生, 研究方向: 数量经济学、区域创新。

productivity change mainly due to technical progress and scale change of technical progress, while the findings show deterioration of pure technical efficiency and scale efficiency with varying degrees; Without accounting into undesirable output, the total factor energy efficiency growth is significantly lower than environmental total factor productivity growth, and eastern regions are robust in energy efficiency growth as well as in environmental total factor productivity growth. The environmental total factor productivity growth under contemporaneous production technology is generally higher than the estimates results under global production technology and there is statistically significant.

Key words: Environmental Total Factor Productivity; Directional Distance Function; Global Malmquist-Luenberger Index

引言

改革开放以来,我国经济取得了令人瞩目的高速增长,1978-2009年的年均增长率在9%以上。在盘点所取得的辉煌业绩时,我们发现高速的经济增长是以资源的高投入、高消耗以及环境的高污染为代价的,从而降低了经济增长质量,使得经济增长速度大打折扣。这种粗放式的经济增长后果是:能源浪费严重,环境污染恶化,能源对外依存度加大,这对我国经济与社会的可持续发展构成威胁,解决这一问题的根本途径就是提高生产效率。为此,我国政府在“十一五”发展规划中提出:在优化结构、提高效益和降低消耗的基础上,实现2010年中国单位GDP能源消耗比“十五”期末降低20%左右。然而我国正处于工业化、城市化、现代化快速发展阶段,重化工业发展迅速,大规模基础设施建设不可能停止,能源需求的快速增长一时难以改变,环境恶化状况也不是短时间内就得到改善的。因此,我们有必要深入分析资源环境约束下我国全要素生产率处于一个什么样的状态,并为缓解经济增长与资源环境的矛盾提供一些政策启示。

国内外学者已经注意到能源消费对产出的影响,并将其定义为能源效率。史丹(2002、2006)运用因素分解法、结构指数法发现,改革开放以来中国能源效率的改进是非常显著的,对外开放、产业结构调整和经济体制是影响能源效率的重要因素。同时,生产(能源)效率的测度方法也在不断改进。Malmquist(1953)提出了Malmquist(M)指数,Caves等(1982)首度用来作为生产效率指数,从而极大地丰富了生产率增长的测算方法。Hu和Wang(2006)最早采用规模报酬不变(CRS)的DEA模型,研究了中国省际间1995-2002年的全要素能源效率。王群伟、周德群等(2009)以及屈小娥(2009)利用DEA-Malmquist生产率指数方法研究了全要素能源效率,并认为技术进步的提高对全国及省级地区能源效率的改进有积极作用。李国璋、霍宗杰(2010)运用基于投入导向的规模报酬不变DEA模型测算了我国各省份、全国整体及三大区域的全要素能源效率。结果表明我国地区全要素能源效率由西到东逐步提高,且全国和三大区域的能源效率在1999-2002年间有所波动,但总体均呈现出上升的趋势。事实上,经济增长是一个伴随着非期望产出(环境污染)不断产出的期望产出增加过程,忽视非期望产出的传统生产率测度思路会导致有偏的生产率增长(Chung,1997)。袁晓玲、张宝山等(2009)运用基于投入导向的规模报酬不变超效率DEA模型,测算出了包含非期望产出环境污染的中国省际全要素能源效率,结果表明,我国总体能源效率偏低,

在维持一定水平后呈现缓慢下降的趋势，区域差异较为显著。但这种测度思路是把污染排放指数的倒数作为产出变量带入模型求解，这与将坏产出作为投入变量一样，是将好产出和坏产出进行非对称处理，扭曲了对经济绩效和社会福利水平的评价，从而误导政策建议（Hailu 和 Veeman, 2001）。而且是在采用保持坏的产出不变的情况下利用基于产出距离函数的 Malmquist 指数计算的，得出的结果存在一定的偏差。有学者注意到 M 指数仅考虑投入或产出某一方面的变化，而基于投入导向型距离函数或产出导向型距离函数所测算的结构通常不一致，并且 M 指数不能处理产出有副产品（如环境污染等）的情形，这在一定程度上影响了结果的准确性。而且很多文献基本上都运用径向的（Radial）、角度的（Oriented）DEA 方法来计算方向性距离函数，当存在投入过度或产出不足，即存在投入或产出松弛变量（Slack）时，径向的 DEA 效率测度会高估评价对象的效率；而角度的 DEA 效率测度由于忽视了投入或产出的某一个方面，计算的效率结果并不准确。为了克服这两个缺陷，Chambers, Chung 和 Fare（1996、1998）归纳了 Luenberger（1992）利润函数，提出了非径向的新思路——方向性距离函数，该函数是 Shephard 产出距离函数的一般化，可以处理投入产出同时变化的情况，并在此基础上构建了可用来处理非期望产出的 Malmquist-Luenberger（ML）生产率指数。因为 ML 生产率指数能够将全要素生产率增长分解为效率改进和技术进步，从而被广泛应用于各种效率评价的实证分析中，帮助政策制定者明晰生产效率提高的途径。Fare（2001）运用 ML 生产率指数测算了 1974-1986 年美国制造业的全要素生产率，发现考虑环境因素的全要素生产率年均增长率为 3.6%，要高于忽略环境因素的全要素生产率的年均增长率（1.6%）。Kumar（2006）利用传统的 M 生产率指数和 ML 生产率指数测度发达国家和发展中国家的全要素生产率，研究结果表明发展中国家的 ML 生产率指数测度结果要小于传统 M 生产率指数测度结果。胡鞍钢（2008）同样采用方向性距离函数测度了我国 1999-2005 年间 28 个省市区的技术效率，发现考虑环境污染与不考虑环境污染所得出的技术效率存在显著差异。吴军（2009），王兵等（2010），杨文举（2011）将二氧化硫或化学需氧量排放量作为非期望的“坏”产出，采用 ML 生产率指数测度了环境约束下中国区域全要素生产率的增长情况，认为能源的过多使用以及污染物的过度排放是环境无效率的主要来源。

然而，以上文献中所用的 ML 生产率指数一般采用两个当期 ML 指数几何平均的形式，导致 ML 指数在测度跨期方向性距离函数时，如何 $t+1$ 期的投入产出值在 t 期的技术下是不可行的，则面临着一个潜在的线性规划无解的问题。此外，以几何平均形式表示的 ML 指数不具有循环性或传递性（Circularity or Transitivity）¹。而且，利用两个相邻 ML 指数测度生产率增长时，其经济意义的诠释应十分谨慎，否则有可能给政策制定者提供误导性的生产率增长措施。Oh（2010）将 Global Malmquist 生产率概念和方向性距离函数相结合，构建了 ML 指数的替代方法——Global Malmquist-Luenberger（GML）指数。该方法不仅可以应付多输出和多输入，以及生产带来的环境污染非期望产出问题，而且避免了传统 ML 指数的线性规划无解的问题，同时是可循环累加的。本文尝试将 GML 指数运用到中国环境全要素生产率的测度中，希望起到抛砖引玉的作用。本文受 Hu and Wang（2006）的启发选择能源消

¹ 当 $I^{1,3} = I^{1,2} * I^{2,3}$ 时，则定义该指数 I 具有循环性和传递性，其中， $I^{1,3}$ ， $I^{1,2}$ ， $I^{2,3}$ 分别表示该指数在 1 到 3 期，1 到 2 期和 2 到 3 期之间的变化率。

费量作为投入指标，并将人力资本存量纳入生产投入中，同时考虑期望产出和非期望产出，重新测度及分解了中国区域环境全要素生产率和全要素能源效率的增长。

1 研究方法

为了体现经济“又快又好”地发展，需要将资源、环境等新型增长要素与传统经济要素（资本、劳动力等）一并纳入生产函数中，构建一个既包括“好”产出（如国内生产总值）又包括“坏”产出（环境污染）的生产可能性集，即环境技术。假设每一个决策单元（省份）使用 N 种投入 $x = (x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N$ ，得到 M 种“好”产出 $y = (y_1, y_2, \dots, y_M) \in R_+^M$ ，以及 J 种“坏”产出 $b = (b_1, b_2, \dots, b_J) \in R_+^J$ 。利用每一时期 $t = 1, \dots, T$ ，第 K 个省份的投入和产出值 $(x^{k,t}, y^{k,t}, b^{k,t})$ ，可以构造如下生产可行性集 $P^t(x^t)$ ： $P^t(x^t) = \{(y^t, b^t) : x^t \text{ 能生产 } (y^t, b^t)\}, x^t \in R_+^N, t = 1, 2, \dots, T$ 。如果 $P^t(x^t)$ 满足闭集和有界集、投入与“好”产出强可处置性、“坏”产出弱处置公理、“好”产出和“坏”产出零结合公理等条件，则可以运用数据包络分析（DEA）将环境技术模型化为：

$$P^t(x^t) = \left\{ \begin{array}{l} (y^t, b^t) \left| \begin{array}{l} \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq y_m^t, m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{kj}^t = b_j^t, j = 1, \dots, J \\ \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_n^t, n = 1, \dots, N \\ z_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K \end{array} \right. \end{array} \right. \quad (1)$$

z_k^t 表示每一个横截面观测值的权重，生产可能性集就是在既定投入下试图达到最大的产出与最少的环境污染的结合，实现环境技术最大化。

$P^t(x^t)$ 是依赖 t 时刻当期的生产技术构造的参考生产集，集合中的每一个数据仅仅是那个时刻得到的观测值。运用当期数据来确定当期的生产前沿有可能导致技术倒退结论的出现，运用全局生产技术集（Global production technology set），即每一年的参考技术由当期及其以前所有可能得到的投入产出数据确定。Oh（2010）将全局生产技术集定义为所有当期生产技术集的并集，即 $P^G(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \dots \cup P^T(x^T)$ 。运用整个时间段内贯穿整个生产集的观测数据设置的全局生产技术构建了一个单一的参考生产前沿，所有的决策单元都以此为“标杆”，增强了决策单元技术效率之间的可比性。

方向性距离函数

很多学者已经证实，方向性距离函数能较好地解决包含“坏”产出的效率评价问题，本文同样利用方向性距离函数计算生产可行性集的最优解，以此反映经济活动中对环境技术的使用情况。构造的方向性距离函数如下所示：

$$\vec{D}_0(x, y, b; g) = \max\{\beta : (y, b) + \beta g \in P(x)\} \quad (2)$$

其中， $g = (y, -b)$ 为产出水平扩张的方向向量， β 为方向性距离函数值。给定投入组合后，以设定的方向向量为权数，同时寻求“好”产出（ y ）最大化以及“坏”产出（ b ）最小化，同时兼顾环境规制和经济增长，实现经济“又快又好”地发展。生产可行性集与方向性距离函数的关系如图 1 所示：

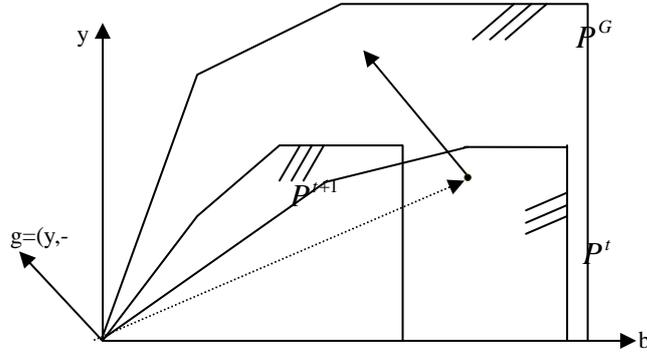


图 1 包含“好”产出和“坏”产出的方向性距离函数

Malmquist-Luenberger 指数模型

依据方向性距离函数，Chung 等（1997）指出，考虑非期望产出的全要素生产率的变化率可以用 Malmquist-Luenberger 生产率指数（ML）表示：

$$ML_0^t = \frac{1 + \vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \quad (3)$$

这个指数测度了在 t 时期技术条件下，从 t 到 $t+1$ 期的环境约束下全要素生产率的变化率。其中 $\vec{D}_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})$ 是我们引入的混合方向性距离函数，表示 $t+1$ 期的生产参考 t 期的技术。基于同样的定义，在 $t+1$ 期的技术条件下，ML 指数为：

$$ML_0^{t+1} = \frac{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \quad (4)$$

为了排除时期选择的随意性，通常使用两个 ML 效率指数的几何平均值得到以 t 期为基期到 $t+1$ 期的环境全要素生产率的变化。并可将几何平均形式的环境全要素生产率变化指数 ML_t^{t+1} 拆分为技术进步指数和技术效率变化指数两部分。技术进步指数测度生产前沿面从 t 到 $t+1$ 期的移动。技术效率变化指数测度从 t 到 $t+1$ 期每个决策单元生产效率的实际变化与生产前沿面所示的最大可能产出逼近（Catching-up）程度的变化。但由于几何平均形式的全要素生产率变化指数 ML_t^{t+1} 不具有循环累乘性，只能进行相邻期间生产效率的短期变动分析，无法观察生产效率的长期增长趋势。而且需要注意的是，混合方向性距离函数容易导致线性规划无可行解，图 1 中的 A 点就是全要素生产率无解的最好证明。Pastor 和 Lovell(2005) 提出基于全局生产技术集 $P^G(x)$ 测算全局参比效率，即以所有时期而不仅仅是当期作为一个整体做参比计算得到的效率值。Oh（2010）在此基础上将非期望产出加入，构建了全局 Malmquist-Luenberger 生产率变动指数，并将其分解为技术进步和技术效率变动。全局生产

技术集能有效避免线性规划无解的缺陷，同时，这种连续生产前沿面避免了生产前沿向内偏移的可能性，也就是说，可以避免“技术倒退”现象出现的可能性，从而也就避免了生产效率的“被动”提高。

全要素生产率的分解一般遵循Fare等（1994）和Ray和Desli（1997）提出的方法，虽然都将生产率的增长分解为：技术进步、纯效率变化和规模效率变化，但Fare等是在规模报酬不变的假设下分解，Ray和Desli是在规模报酬可变的假设下分解。章祥荪等（2008）认为Fare分解得出的“技术进步”并不是现实技术进步，而是参照技术(基准技术)的进步。Grifell & Lovell(1999)认为虽然Fare的分解并不准确，但对生产率增长的测度是准确的，而Ray & Desli的分解思路准确，但其生产率增长的测度并不准确。本文将两者的分解方法结合，在不变规模报酬下将全局环境全要素生产率增长指数 GML_t^{t+1} 分解为纯效率变化（GPEC）、纯技术进步（GPTC）、技术规模变化（GSTC）和规模效率变化（GSEC）四个因子，如式（5）所示。

$$\begin{aligned}
GML_t^{t+1} &= \frac{\vec{S}_C^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}_C^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \\
&= \frac{\vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \frac{\vec{S}_V^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \\
&\times \frac{\vec{S}_C^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{S}_V^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}_C^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{S}_V^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \quad (5) \\
&\times \frac{\vec{S}_C^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t) / \vec{S}_V^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{\vec{S}_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) / \vec{S}_V^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \\
&= GPEC_t^{t+1} \times GPTC_t^{t+1} \times GSTC_t^{t+1} \times GSEC_t^{t+1}
\end{aligned}$$

其中，全局方向性距离函数 $\vec{D}_0^G(x^\tau, y^\tau, b^\tau; g^\tau) = \max\{\beta: (y^\tau, b^\tau) + \beta g^\tau \in P^G(x^\tau)\}$ ，（ $\tau = t, t+1$ ）是建立在全局生产技术集之上。记 $\vec{S}(x, y, b; g) = 1 + \vec{D}(x, y, b; g)$ 。全要素生产率变动指数表示决策单位向最佳生产实践前沿面的移动。如果 $GPEC_t^{t+1} > (<)1$ ，则表明在 t 和 $t+1$ 时期之间，决策单元向着前沿面移动（远离前沿面），从而使生产活动的效率改善（效率恶化）。 $BPG^{G,\tau} = \vec{S}_V^G(x^\tau, y^\tau, b^\tau; y^\tau, -b^\tau) / \vec{S}_V^t(x^\tau, y^\tau, b^\tau; y^\tau, -b^\tau)$ 是 τ 时刻沿着方向向量 $(y^\tau, -b^\tau)$ 标示的射线方向，当期技术前沿和全局技术前沿之间的最佳实践差距，于是，表示 t 和 $t+1$ 时期之间最佳实践差距 $BPG^{G,\tau}$ 变动的指数 $GPTC_t^{t+1}$ ，可用来测度在更多期望产出和更少非期望产出的方向上，当期技术前沿向全局技术前沿移动的紧密程度，为不同时期的技术变动情况提供了一种新的测度形式。 $GPTC_t^{t+1} > (<)1$ 表示相对于 t 期的生产技术， $t+1$ 期的生产技术更加接近（远离）全局生产技术，反映了技术进步（技术倒退）。 $GSEC_t^{t+1}$ 表示规模效率变化，是由效率值变化引发的规模效应， $GSEC_t^{t+1} > (<)1$ 表示规模效率提高（下降）。 $GSTC_t^{t+1}$ 测度技术进步的规模效应， $GSTC_t^{t+1} > (<)1$ 表示技术偏离不变规模报酬（向不变规模报酬移动）。如果 t 和 $t+1$ 之间，投入和产出没有发生改变，则 $GML_t^{t+1} = 1$ 。若环境约束下全要素生产率得到提升则 $GML_t^{t+1} > 1$ ，反之，若全要素生产率下降则 $GML_t^{t+1} < 1$ 。技术进步（技术倒退）、效率改善（效率恶化）技术规模提高（下降）

和规模效率提高（下降）将对全要素生产率的提升起到促进作用（阻碍作用）。

为了度量和分解当期和全局 Malmquist-Luenberger 指数，需要借助线性规划方法在不变规模报酬和可变规模报酬下分别计算 4 个方向性距离函数。其中当前方向性距离函数 $\vec{D}_0^t(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)$ 、 $\vec{D}_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})$ 使用 t 期或 $t+1$ 期的观测值和生产前沿面，全局方向性距离函数 $D_0^G(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)$ 、 $D_0^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})$ 使用 t 期或 $t+1$ 期的观测值，但却利用整个时间段的生产技术。 τ (t 或 $t+1$) 期的当期方向性距离函数可通过求解如下线性规划得到：

$$\begin{aligned}
 \vec{D}_0(x^\tau, y^\tau, b^\tau; y^\tau, -b^\tau) &= \max \beta \\
 \text{s.t.} \quad & \sum_{k=1}^K z_k^\tau y_{km}^\tau \geq (1 + \beta) y_m^\tau, \quad m = 1, \dots, M \\
 & \sum_{k=1}^K z_k^\tau b_{kj}^\tau = (1 - \beta) b_j^\tau, \quad j = 1, \dots, J \\
 & \sum_{k=1}^K z_k^\tau x_{kn}^\tau \leq (1 - \beta) x_n^\tau, \quad n = 1, \dots, N \\
 & z_k^\tau \geq 0, \quad k = 1, \dots, K
 \end{aligned} \tag{6}$$

不同于上述线性规划，全局方向性距离函数在构建生产可能性集时，需检测整个时间段内所有观测值，因此，全局方向性距离函数的求解模型如下所示：

$$\begin{aligned}
 \vec{D}_0^G(x^s, y^s, b^s; y^s, -b^s) &= \max \beta \\
 \text{s.t.} \quad & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq (1 + \beta) y_m^s, \quad m = 1, \dots, M \\
 & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{kj}^t = (1 - \beta) b_j^s, \quad j = 1, \dots, J \\
 & \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq (1 - \beta) x_n^s, \quad n = 1, \dots, N \\
 & z_k^t \geq 0, \quad k = 1, \dots, K
 \end{aligned} \tag{7}$$

2 数据处理及实证分析结果

考虑到统计口径的一致性和数据的可得性，本文的研究对象为中国内地的 29 个省市（重庆市归于四川省，西藏因数据不全不在考察范围内），样本区间为 2000-2009 年，需要说明的是对于部分省份个别年份缺省数据采用了取前后两年的平均数补齐的方式加以处理。

2.1 变量选取与数据说明

假定生产过程中需要三种投入要素：资本存量、人力资本、能源消费，生产出期望产出 GDP 和非期望产出。

(1) 资本存量。当前学者们一般采用“永续盘存法”来估计每年的实际资本存量，计算方法为： $K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta_{i,t})K_{i,t-1}$ ，其中 $K_{i,t}$ 是地区 i 第 t 年的资本存量， $I_{i,t}$ 是地区 i 第 t

年的投资， δ_{it} 是地区 i 第 t 年的固定资产折旧。本文直接采用张军（2004）的相关数据，并根据其方法将时间延长到 2009 年。为了研究的可比性，本文将各省市历年的资本存量按照 1990 年的可比价格进行了折算。

（2）人力资本。本文使用年末社会从业人员总量作为生产中劳动力的投入，但是该数据不能反映劳动者的素质，显然劳动力素质提高的主要途径主要是接受教育，通过计算劳动者已接受学校教育的年限来测算劳动力素质。因此，人力资本存量可以通过将年末社会从业人员总数和 6 岁以上人口的平均受教育年限的乘积来表示。将受教育程度分为文盲、小学、初中、高中、大专及以上 5 个层次，依次赋值为 0 年、6 年、9 年、12 年、16 年。用每一种教育层次人数占 6 岁及 6 岁以上人口的比例为权重加权得到平均受教育年限。

（3）能源消费。用各省每年的能源消耗量表示能源投入，由于各省的能源消费种类不一，所以统计上把煤炭、石油、天然气和水电等四种主要一次性能源的消费量转换成统一单位加总而得。

按照前文的叙述，将产出分为期望产出和非期望产出。期望产出用各省每年的 GDP 表示期望产出，并采用 GDP 平减指数将其换算为 1990 年为基期。由于化学需氧量（COD）和二氧化硫是我国环境规制中的典型污染物和主要控制对象。因此，本文选取 COD 和二氧化硫总排放量作为非期望产出指标。投入和产出数据的统计性描述如表 1 所示。

表 1 2000-2009 年投入产出指标的统计描述

	单位	均值	中值	最大值	最小值	标准差
资本存量	亿元	6941.82	4834.55	40862.81	337.68	6495.81
人力资本	万人	18913.98	15560.36	59117.69	1470.19	13124.22
能源消费量	万吨标准煤	8538.16	6616.67	32420.24	479.95	6138.85
GDP	亿元	3636.83	2680.06	17973.00	150.25	3253.42
SO ₂	万吨	76.82	62.00	214.10	2.00	51.55
COD	万吨	46.75	39.25	124.60	3.19	29.72

资料来源：根据相应年份的《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》等整理获得，基期为 1990 年。

从表 1 中比较三个投入变量发现，物质资本存量的最大值最小值之比最大，已经超过 120，标准差也远大于其中间值，人力资本存量的最大值最小值之比最小，能源消耗量的标准差与其中间值近似相同。表明经济增长的物质基础在地区间的分布格局存在明显差异，资本的投放具有路径依赖性，资本丰裕的省市更容易吸引和积累资本，从而导致要素集聚现象的出现；随着劳动力在省市间流动性的加强，劳动力的分布并没有出现过于集中的异常现象，但劳动力身上蕴含的技术水平存在较大的差距，导致人力资本存量在省市间的离散程度较大；各省市经济增长都对能源存在非常大的依赖性，而且分布相对较为集中。从产出变量中初步可以看出，进入“十五”规划后，我国各省市的经济发展状态差异较大。其中，期望产出的最大值最小值之比在 120 左右，非期望产出的最大值最小值之比也在 40 以上。如此巨大的数值差异不仅表明我国地区经济增长规模和增长速度差异大，也表明我国经济增长是以能源消耗、环境污染为代价，对生态环境造成较大的压力。由此可进一步推知，若不考虑经

经济增长带来的环境负效应，不仅将不可避免地导致分析结果出现较大偏差，而且也不符合我国目前经济增长模式转变的政策导向。

1.2 考虑非期望产出的中国各省市技术效率分析

运用中国各省市 2000-2009 年间的投入产出数据，根据（8）式所示的线性规划，在可变规模报酬以及非期望产出弱可处置性的情况下，得出历年各省市的全局方向性距离函数值 β ，并将其相应地转换为全局环境效率²，结果如图 2 所示。

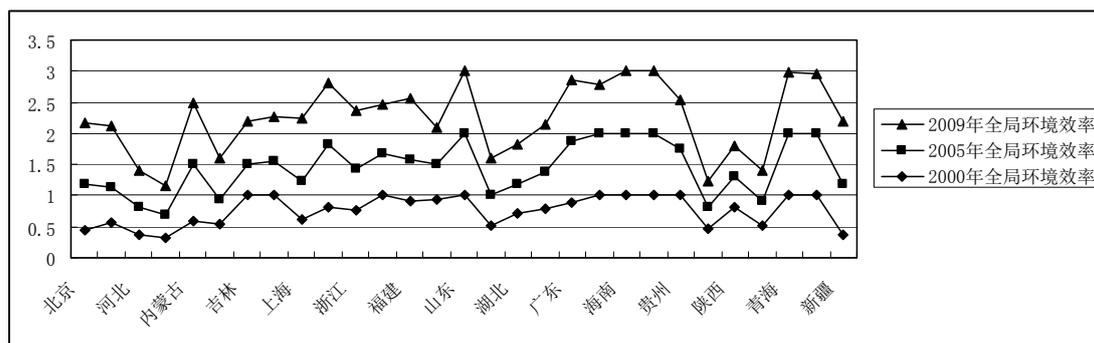


图 2 考虑非期望产出的中国各省市全局环境效率

从图 2 可以看出：当考虑资源环境对经济增长的约束作用时，我国各省市的经济增长普遍存在着环境无效率，而且环境效率在省际间的分布不均，起伏波动较大。2000 年位于技术前沿面上的省份为吉林、黑龙江、安徽、山东、广西、海南、四川、贵州、青海和宁夏，而北京、天津、上海、辽宁等经济发达省市的环境效率仅在 0.5-0.6 左右，这表明环境效率似乎与现有经济发展水平没有多大的必然联系。环境效率的省际差异大，但观察可知环境效率高和环境效率低的省份分别在地理位置上相互邻近，表现出高-高、低-低的分布格局，即环境效率具有空间相关性和集聚特征。环境效率普遍低下的原因主要在于：省市在生产过程中使用的全局生产技术与自身经济发展条件（包括经济增长水平、资本存量、资源环境等）不相匹配，不能充分利用最佳实践技术；经济增长主要是靠能源、资本等要素投入而不是技术效率推动的，在创造大量期望产出的同时也不可避免造成环境污染等非期望产出，只有通过减少能源消耗投入或非期望产出才能提高环境效率，否则资源环境约束将给经济的可持续发展带来较大的掣肘。

从全局环境效率的时变趋势看，大部分省市的技术效率是改善的，原本位于生产前沿的省市一部分环境效率仍然有效，另一部分技术效率恶化。在整个分析期间，只有海南省的全局环境效率一直保持有效状况。全局环境效率改善的省市有 17 个，其中内蒙古、新疆、北京、天津、上海、辽宁等省市的环境效率改善程度较大。最初环境效率有效的吉林、黑龙江、贵州和宁夏则出现不同程度的环境效率恶化。这表明经济发达省市已意识到资源环境对经济可持续发展的重要性，减少能源和物质资本的过量投入，加强人力资本积累，引进或创新已有的环境技术，以更为有效地方式组织生产活动，进而实现了环境效率改善。而环境效率恶化的

² 技术效率的改善包含投入的减少、期望产出的增加和非期望产出的减少，即技术效率不仅与投入、产出变量有关，而且与方向向量有关。一般假定方向向量为 $g(y, -b)$ ，投入变量的缩减比例 α 与期望产出的增加比例 β 相同，则根据期望产出测度的技术效率为 $(1 - \beta)/(1 + \beta)$ 。

省市多是经济不发达省市，对它们而言经济的高速增长是位于首位的，在生产低水平扩张过程中导致技术—技能匹配度下降。这从侧面印证了“环境库兹涅茨曲线”所描绘的状况，只有积极转变经济增长模式，在促进效率改善上做好文章，才能扭转环境效率恶化趋势和实现经济可持续地健康发展。

1.3 全要素生产率的 GML 指数和 ML 指数

为了表现环境污染的治理需要一定的代价，从而将环境规制引入研究框架中，本文分别在考虑和没考虑非期望产出弱可处置性的情况下，利用 GML 指数计算并分解了中国 29 个省市 2000-2009 年间的全要素生产率变动、纯效率变动、技术进步、规模效率变动、技术规模变动，分析各省市生产效率的增长特征与差异，并对两种测度结果进行了比较，具体结果如表 2 所示。

表 2 我国环境全要素生产率的变动及其分解（累积值）：2000-2009

省份	考虑非期望产出弱处置性：GML 指数					不考虑非期望产出弱处置性：GML 指数				
	GML	GPEC	GPTC	GSEC	GSTC	GML	GPEC	GPTC	GSEC	GSTC
北京	2.305	1.000	2.201	1.000	1.047	2.305	1.000	2.201	1.000	1.047
天津	1.981	0.986	1.803	0.923	1.208	2.581	1.013	1.974	0.981	1.317
河北	1.404	0.754	2.102	0.883	1.003	1.561	0.762	2.290	0.872	1.026
山西	1.681	0.484	3.040	1.240	0.922	1.553	0.613	2.233	1.005	1.130
内蒙古	1.749	1.000	1.708	1.000	1.024	1.363	0.595	1.831	1.031	1.214
辽宁	0.980	0.734	1.682	0.708	1.120	1.318	0.611	2.349	0.879	1.044
吉林	0.615	0.842	0.804	0.830	1.094	1.434	0.604	1.965	1.039	1.163
黑龙江	0.609	0.945	0.737	0.834	1.047	1.368	0.678	1.934	0.993	1.050
上海	1.673	1.000	1.651	1.000	1.013	2.143	1.000	1.991	1.000	1.076
江苏	1.150	1.000	1.222	0.899	1.047	1.384	1.000	1.536	0.899	1.002
浙江	1.316	0.931	1.302	0.948	1.145	1.504	0.931	1.687	0.948	1.010
安徽	0.727	0.918	0.868	0.929	0.983	1.192	0.725	1.493	0.983	1.120
福建	1.148	0.983	1.097	0.952	1.119	1.376	0.969	1.462	0.966	1.005
江西	0.706	0.746	0.845	0.924	1.213	1.217	0.603	1.566	1.024	1.259
山东	1.425	1.000	1.000	1.029	1.386	1.645	1.170	1.683	0.857	0.975
河南	0.932	0.732	1.600	0.866	0.919	1.243	0.663	2.037	0.921	1.000
湖北	0.883	0.706	1.269	0.919	1.072	1.486	0.714	2.035	0.958	1.067
湖南	0.711	1.000	0.974	1.000	0.730	0.971	0.531	1.760	0.975	1.066
广东	1.273	1.000	1.138	0.958	1.167	1.413	1.000	1.466	0.958	1.006
广西	0.671	1.000	0.789	1.000	0.850	1.058	0.719	1.404	1.000	1.047
海南	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.161	1.000	1.000	1.000	1.161
四川	0.642	1.000	1.000	0.533	1.204	1.088	0.855	2.051	0.641	0.968
贵州	0.750	1.000	0.771	1.000	0.972	0.820	0.479	1.334	1.013	1.268
云南	0.965	0.538	1.668	1.046	1.028	1.179	0.565	1.666	1.009	1.242

陕西	0.643	0.583	1.028	1.050	1.023	1.037	0.520	1.585	1.007	1.249
甘肃	1.084	0.614	1.527	0.897	1.288	1.071	0.505	1.696	0.935	1.337
青海	2.039	1.000	1.000	1.273	1.602	2.381	1.000	1.000	1.264	1.884
宁夏	0.816	1.000	0.970	1.000	0.841	2.948	1.135	1.070	1.097	2.213
新疆	3.177	1.253	2.099	1.085	1.113	3.704	1.306	2.111	1.092	1.229
均值	1.209	0.888	1.341	0.956	1.075	1.569	0.802	1.738	0.977	1.178
东部	1.423	0.944	1.473	0.936	1.114	1.672	0.950	1.785	0.942	1.061
中部	0.858	0.796	1.267	0.943	0.998	1.308	0.641	1.878	0.987	1.107
西部	1.253	0.899	1.256	0.988	1.094	1.665	0.768	1.575	1.009	1.365
标准差	0.606	0.179	0.543	0.138	0.170	0.653	0.230	0.373	0.101	0.268
变异	0.502	0.202	0.405	0.144	0.158	0.416	0.287	0.215	0.103	0.227

注：表中各个指数的变动为期末值/期初值，变动指数的全国均值是各省市变动指标的算术平均。

由于基于全局生产技术集的 GML 指数具有循环可加性，表 2 中的 GML、GPEC、GPTC、GSEC 和 GSTC 数据实际上为各个省市在 2000-2009 年间的累积变化值，反映中国环境全要素生产率、技术效率、技术进步、规模效率和技术规模在新世纪经济转型期间的总体变动程度。表 2 显示，在考虑非期望产出的情况下，2000-2009 年间我国环境全要素生产率总体上呈上升趋势。当非期望产出的治理需要成本（即非期望产出满足弱可处置性）时，除辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、四川、贵州、陕西等中西部省市之外，大部分省市的环境全要素生产率有所增长，全国平均增长指数为 1.209，表明资源环境约束下，十年间我国全要素生产率增长了 20.9%。而当非期望产出是自由或强可处置性时，所有省市的环境全要素生产率都有明显的上升，全国平均环境全要素生产率增长指数为 1.569，这表明不考虑环境规制时明显高估了全要素生产率的增长，环境污染治理成本的存在抑制了全要素生产率的增长。根据《中国环境经济核算研究报告 2008》统计，和 2004 年相比，2008 年我国环境退化成本增长了 74.8%，虚拟治理成本增长了 75.4%，远远高于同期 GDP 的增长速度，这意味着伴随着经济的高速增长，中国在环境和生态保护方面所付出的代价日益增大，也是我国现有经济发展模式不可持续的最好说明，探讨建立发展的同时追求环境保护的长效机制势在必行。全要素生产率的增长指数可进一步分解成纯技术效率变化、技术进步、规模效率和技术规模效率变化，从表 2 可知，当未考虑非期望产出弱可处置性时，绝大多数省市的规模效率下降程度被低估，而技术进步、技术规模增大程度和纯技术效率恶化程度被高估，说明高能耗、高污染迫使生产者主要将精力放在节能降耗上而不是提高生产技术水平，使得环境污染治理暂时拉低了技术进步程度，而技术效率变动“被动”提高。而且本文发现资源环境约束下我国全要素生产率的增长主要是源于技术水平的上升，十年间节能降耗的约束条件使得纯技术效率不仅没有上升，反而恶化了 11.2%，要素或经济的过度集聚导致规模效率也下降了 4.4%，而技术水平提高到原有的 1.341 倍，而且技术进步也导致了生产呈现规模报酬递增状态，因此，技术进步在推动环境全要素生产率增长中占据主导地位。

从环境全要素生产率及其分解因子的地区差异来看，规模效率变动的差异化最小，环境全要素生产率增长的省际差异程度最大，且主要是由技术进步和省际差异引起的，技术进步的规模效应对环境全要素生产率变化差异的相对贡献也较大。东部地区的环境全要素生产率

增长率最高，十年间增长了 1.423 倍，西部地区次之，十年间增长率为 25.3%，中部地区环境全要素生产率不仅没有增长，反而下降了 14.2%。东部地区已经充分认识到经济发展与环境协调的重要性，并不断地通过经济转型降低经济增长的代价，在经济增长质量的提高中达成合作、达到人与自然的和谐，率先体现了可持续发展的内涵，相对而言，中西部地区经济增长效率仍存在相当大的改善空间。其中，西部地区的发展速度和质量要好于中部地区，表明西部地区是较好的“追赶者”，或在国家倾斜政策的指引下注重当地环境的保护，而中部地区的发展却相对沦陷，这从一个侧面反映了西部大开发战略发挥了应有的效果。无论是各个省市还是三大区域，技术进步对全要素生产率的增长都起到主导作用，东部地区的技术进步率最高，中部其次，西部最低。技术进步推动东、西部技术边界都偏离不变规模报酬技术，表现出规模报酬递增，而中部地区的生产近似规模报酬不变。就技术进步引起的规模效应而言，东部最高，西部其次，中部最小。这表明西部大开发战略的实施主要是促进了先进技术的引进而不是自主创新提升技术水平，而且技术带来的规模报酬递增推动全要素生产率的增长。东、中、西部的纯技术效率在十年间都有所恶化，恶化程度依次为东部地区（5.6%），西部地区（10.1%）和中部地区（20.4%），这与环境全要素生产率增长地区差异的表现形式是一致的。进入“十五”规划后，西部地区规模效率变化为-1.2%，中部地区规模效率变动为-5.7%，东部地区的规模效率变化为-6.4%。中西部地区的规模效率虽然在三大地带中下降程度最小，但其环境全要素生产率的增长却不是最大，这表明规模效率并不是环境全要素生产率增长的主导，中西部地区较低的技术水平和严重恶化的技术效率是造成其环境全要素生产率增长缓慢的主要原因。东部地区的规模效率下降得最为严重是由于，东部地区的要素集聚已经出现了集聚过度的特征，进而导致规模经济效率的下降。如东部地区的天津、河北、辽宁、江苏、浙江等省市都是典型的要素集聚程度极高的地区，但是这些地区的规模效率出现不同程度地下降。中西部地区的规模效率增长也为负，但原因主要在于某些省市是资源性或产能较低的地区，如四川是人口大省，劳动力资源丰富，同时矿产资源也比较丰富，河南、甘肃的教育水平低下，人力资本存量不高，是产能较弱的地区，高级要素集聚的不足也不利于规模效率的提升。这一方面说明基本要素集聚高的地区会造成规模效率的损失，高级要素集聚才能提升技术水平、技术效率和实现规模报酬递增，真正意义上提高经济发展质量。

为了比较 GML 与相邻 ML 指数之间的区别，本文利用 ML 指数测度环境全要素生产率的增长(ML)、纯技术效率变动 (MPSE)、纯技术进步 (MPTC)、规模效率变动 (MSEC) 和技术规模变动 (MSTC)，结果见表 3³。环境污染治理的约束条件增大了 ML 指数测度时不可解的个数，这证实了 GML 指数的相对优势。非考虑环境规制因素时，GML 与 ML 指数分解出的纯技术效率变化和规模效率变动因子是相同的，两者的不同主要来自于技术进步率和技术进步的规模效应测度方法的不同。相对于 GML 指数，ML 指数明显低估了环境全要素生产率、技术水平和技术规模效率的增长程度，这也是利用当期 DEA 方法测度技术进步率时有可能出现技术倒退的原因之一。环境全要素生产率增长的地区差异也明显缩小，这是因为 ML 指数采用相邻两期投入产出数据的几何平均形式，从而平滑了生产效率的波动。

³在考虑非期望产出弱可处置性的假设下，利用相邻 ML 指数测度及分解环境全要素生产率时出现了不可行解的问题，在 VRS 下，广东、广西、贵州和海南在所有年份都没有可行解，导致技术进步无法测度。为了便于 ML 和 GML 指数的比较，本文采用 ML 指数时取消了非期望产出满足弱可处置性的假设，生产率分解因子的测度也做了相应的调整。

技术进步仍是全要素生产增长的主要原因。利用 ML 指数计算得到的技术进步率在中部地区最大，西部地区其次，东部地区最小，而在 GML 指数形式下，依次是中部、东部和西部。当期 DEA 方法下，东部地区的技术边界下一刻相对向外移动程度最小，而跨期 DEA 方法下，技术边界是相对于所有时期而不仅仅是当期而言，东部地区有良好的技术基础，从整个研究期间看，其技术进步并没有想象中地小。技术规模效率的地区差异化在两种指数形式下也有所不同，ML 指数下中西部地区的技术规模效率小于东部地区，这是因为 ML 指数低估了东部地区的技术进步程度，导致技术规模报酬递增状况“被动”提高。

表 3 我国全要素生产率增长的测度及分解（累积值）：2000-2009

省份	不考虑非期望产出弱处置性：ML 指数					不考虑非期望产出：M 指数				
	ML	MPEC	MPTC	MSEC	MSTC	M	PEC	PTC	SEC	STC
北京	1.121	1.000	1.119	1.000	1.001	1.026	0.802	1.281	1.001	0.998
天津	1.243	1.013	1.213	0.981	1.031	1.065	0.718	1.459	0.971	1.046
河北	1.058	0.762	1.385	0.872	1.150	0.999	0.658	1.520	0.670	1.490
山西	1.038	0.613	1.685	1.005	1.001	0.999	0.413	2.400	0.997	1.011
内蒙古	1.061	0.595	1.763	1.031	0.982	1.038	0.453	2.253	1.024	0.992
辽宁	1.076	0.611	1.758	0.879	1.139	1.026	0.611	1.759	0.703	1.358
吉林	1.040	0.604	1.715	1.039	0.966	1.015	0.495	2.036	1.015	0.994
黑龙江	1.042	0.678	1.540	0.993	1.004	1.026	0.469	2.153	1.010	1.007
上海	1.140	1.000	1.139	1.000	1.000	1.029	0.753	1.464	0.890	1.048
江苏	1.073	1.000	1.051	0.899	1.135	1.044	1.015	1.037	0.726	1.367
浙江	1.044	0.931	1.158	0.948	1.022	1.011	0.844	1.210	0.846	1.169
安徽	1.097	0.725	1.523	0.983	1.010	1.038	0.611	1.707	0.994	1.002
福建	1.127	0.969	1.184	0.966	1.017	1.075	0.794	1.363	0.985	1.008
江西	1.025	0.603	1.682	1.024	0.987	1.025	0.603	1.682	1.024	0.987
山东	1.066	1.170	0.963	0.857	1.105	0.992	1.098	1.047	0.594	1.454
河南	1.058	0.663	1.599	0.921	1.084	1.034	0.623	1.615	0.880	1.167
湖北	1.001	0.714	1.400	0.958	1.044	0.982	0.606	1.650	0.941	1.044
湖南	1.040	0.531	1.976	0.975	1.016	1.010	0.459	2.230	0.975	1.013
广东	1.073	1.000	1.093	0.958	1.024	1.051	1.000	1.093	0.774	1.242
广西	1.020	0.719	1.405	1.000	1.009	1.020	0.719	1.405	1.000	1.009
海南	1.110	1.000	0.977	1.000	1.137	1.019	1.000	0.875	0.743	1.568
四川	1.033	0.855	1.223	0.641	1.541	1.033	0.855	1.223	0.641	1.541
贵州	1.036	0.479	2.016	1.013	1.059	0.953	0.472	1.964	0.998	1.030
云南	1.046	0.565	1.841	1.009	0.997	1.013	0.503	1.968	1.004	1.020
陕西	1.019	0.520	1.951	1.007	0.997	1.019	0.508	1.975	1.032	0.985
甘肃	1.084	0.505	2.127	0.935	1.080	0.977	0.470	2.000	0.929	1.119
青海	1.141	1.000	0.904	1.264	0.999	1.000	1.000	0.831	1.140	1.056
宁夏	1.059	1.135	0.971	1.097	0.876	1.059	1.135	0.971	1.097	0.876

新疆	1.078	1.306	0.807	1.092	0.937	1.076	1.306	0.807	1.092	0.935
均值	1.071	0.802	1.420	0.977	1.047	1.023	0.724	1.551	0.921	1.122
东部	1.103	0.950	1.186	0.942	1.069	1.031	0.845	1.283	0.809	1.250
中部	1.042	0.641	1.640	0.987	1.014	1.016	0.535	1.934	0.979	1.028
西部	1.058	0.768	1.501	1.009	1.048	1.019	0.742	1.540	0.996	1.056
标准差	0.049	0.230	0.378	0.101	0.114	0.028	0.243	0.465	0.147	0.194
变异	0.046	0.287	0.266	0.103	0.109	0.027	0.336	0.300	0.159	0.173

为了与已有文献形成对比,我们采用相邻 Malmquist 指数估计了不考虑非期望产出情况下的全要素能源效率的增长 (M)、纯技术效率变动 (PSE)、纯技术进步 (PTC)、规模效率变动 (SEC) 和技术规模变动 (STC)。结果显示,在未考虑环境污染情况下,我国 2000-2009 年间全要素能源效率增长了 7.1%,其中纯技术效率的增长为-19.8%,规模效率的增长为-2.3%,技术进步率为 42%,技术进步导致规模报酬提升了 4.7%,技术进步仍然是对全要素生产率增长的主要源泉,技术规模效率提升的相对贡献次之,纯技术效率的恶化和规模效率的下降遏制了全要素能源效率的增长。未考虑非期望产出时,2000-2009 年间我国全要素能源效率的增长低于环境全要素生产率的增长,与王兵(2010)的结论大致相同。主要是由于相对于非期望产出的考虑,未考虑资源环境因素时,纯技术进步和技术规模效率的增长程度虽然更大,但我国纯技术效率和规模效率的恶化更为严重。这一方面说明未考虑环境污染会夸大技术进步和技术规模效率增大,另一方面也表明能源等的累积投入虽能促进经济的快速增长,但环境污染会导致技术效率逐年下降,不利于经济增长的可持续性,也从侧面揭示了环境是现阶段我国经济快速发展的保障,加快转变经济增长方式,发展循环经济,保护生态环境,才能实现经济、资源、环境之间的协调发展。未考虑和考虑非期望产出情况时计算出来的结果存在一些差异,而考虑非期望产出情况时计算的 ML 指数比未考虑非期望产出情况时计算出的 M 指数从模型的角度要好,因为 M 指数无法使得各个省份在减少“坏”产出的情况下进行考虑。

从区域分布上看,未考虑环境污染的情况下,全要素能源效率增长和纯技术进步在省际的差异程度都小于考虑环境污染弱可处置性时(采用 GML 指数)得到的数值,而纯技术效率变动、规模效率变动和技术规模效率变动的省际差异则更大了。这说明各省市的粗放型经济增长并不会出现很大的差异,单纯追求经济数量增长是有可能实现地区趋同,当不重视环境技术时,各省市只是简单的重复建设或后发者对先发者的模仿,是依赖能源和资本大量投入形成的低水平增长,各省市资源禀赋的不同导致技术效率、规模效率和技术规模效率差异化增大。这种增长是不可持续的,技术创新是经济增长的不竭动力,而且创新只有在经济发展与环境协调的情况下才能实现永恒,只有通过环境技术不断提高经济增长质量才能改变我国的经济增长模式,实现经济转型目标。由于各省市经济基础水平、人力资本存量、自然资源、产业结构等存在较大的不同,利用环境技术转变经济增长模式过程中自然导致全要素生产率和技术进步在省市间出现相对较大的差异。

从表 2、表 3 很容易看出,在考虑和未考虑非期望产出,以及利用当期和全局生产技术的条件下,全要素生产率变化以及各分解因子在数值在地区分布上都具有较大的差异,但是

结果差异性是否显著，我们对两种结果作进一步的检验。

2.4 对测度结果的检验

为了对比考虑非期望产出时，利用当期（ML 指数）和全局方向性距离函数（GML 指数）计算的环境全要素生产率增长及其分解因子是否存在显著差异（未考虑非期望产出弱可处置性），我们下面采用配对 T 检验对相关结果进行判断，结果如表 4 所示。

表 4 GML 与 ML 指数的配对 T 检验

原假设	T 统计量	P 值	检验结果
GML=ML	4.256	0.000	拒绝原假设
GPTC=MPTC	3.604	0.001	拒绝原假设
GSTC=MSTC	2.144	0.041	拒绝原假设

检验结果表明，考虑非期望产出时，采用全局生产技术与当期生产技术计算得到的环境全要素生产率增长之间的相关系数为 0.474，两者均值的标准误差为 0.117，双侧概率明显小于显著性水平。因此，可认为 GML 指数明显大于 ML 指数。由于全局生产技术下 GML 指数和当期生产技术下 ML 指数的分解因子只是在技术进步率和技术进步的规模效应上有所不同，技术效率和规模效率的测度公式是相同的，因此，全局生产技术下的技术进步率和技术规模效率与当期生产技术下计算得到的数据有显著差异，而技术效率和规模效率变动是相同的。

同理，本文检验了考虑以及未考虑非期望产出时，分别采用 GML 指数和 M 指数计算的全要素生产率增长及其分解因子各自的区别（如表 5 所示）。考虑了环境污染所测算的技术规模效率变动和未考虑环境污染测算的技术规模效率变动基本一致，这表明环境污染对技术进步的规模效应没有显著的影响，无论是考虑还是未考虑非期望产出，技术边界都远离不变规模报酬。除此之外，利用 GML 指数和利用 M 指数计算的全要素生产率增长及其技术进步、纯技术效率和规模效率变动分别在统计意义上存在显著差异。当人们意识到环境污染对经济增长的约束作用后，主要通过创新或引进一系列技术（如污染处理技术、清洁生产技术，以及环境规划、环境评价等一系列管理活动与智能活动），或者通过技术效率的“追赶效应”和能源强度的降低等，以减少人类活动产生的环境负荷，从而导致环境对全要素生产率、技术进步、技术效率等有显著的影响，这说明我国节能减排降耗任务的艰巨性，也为考虑环境污染后利用环境技术测算及分解全要素生产率增长提供了良好的解释。

表 5 GML 与 M 指数的配对 T 检验

原假设	T 统计量	P 值	检验结果
GML=M	4.603	0.000	拒绝原假设
GPEC=PEC	4.806	0.000	拒绝原假设
GPTC=PTC	2.113	0.044	拒绝原假设
GSEC=SEC	3.466	0.002	拒绝原假设
GSTC=STC	0.783	0.44	未能拒绝原假设

3 结语

在促进我国经济高速增长的同时也要关注经济增长与能源消耗、环境污染之间的矛盾，这对提高经济运行质量及转变经济增长模式提供了良好的理论基础和政策导向。Malmquist-Luenberger 指数已经成为考虑非期望产出情况下生产率增长无偏测度的重要实践工具，但它不具有循环累加性，不能表现出全要素生产率的长期变动趋势，而且容易导致潜在的线性规划无解问题。为了避免出现这些问题，本文运用 Global Malmquist-Luenberger 指数测算了环境约束下我国 29 个省市在 2000-2009 年间的全要素生产率增长及其技术进步、技术效率变动、规模效率变动和技术规模变动，并与利用 ML 指数及不考虑非期望产出时利用 M 指数得到的结论进行了对比，得出的主要结论和启示如下。

能源的过度使用以及污染物的过度排放使我国各省市普遍存在环境无效率，且环境效率的分布具有空间集聚性，主要分布在东部地区。环境约束下我国各省市全要素生产率的增长呈现地域不均衡特征，考虑环境污染的情况下，技术进步在推动省际全要素生产率差异中占据主导地位。未考虑环境污染的情况下，全要素生产率和技术进步在省际的差异程度都有所缓解，而纯技术效率、规模效率和技术规模变动的差异化增大。无论是考虑还是未考虑非期望产出，东部地区的全要素生产率均高于中西部地区，中西部地区只在规模效率和技术进步的规模效应方面有所优势。

从时变趋势看，我国自进入“十五”规划后，环境全要素生产率在持续地增长，十年间环境全要素生产率增长了 20.9%。其中技术进步和技术规模提高是全要素生产率增长的主要原因，纯技术效率和规模效率则出现不同程度地恶化。技术效率主要带来“追赶”效应，但追赶效应会随着时间的流逝而消失，技术进步的增长效应则是可持续性。同时资本、能源等要素的过度集聚会导致规模效率的下降，而且能源等要素积累是不可能无限扩张的，也会带来环境负效应。因此依赖要素高投入的粗放型经济增长模式是不可持续的，依赖技术进步提高全要素生产率才是我国经济可持续发展的必由之路。

考虑非期望产出时，当期生产技术下的环境全要素生产率增长及其分解因子普遍低于全局生产技术下的测算结果，并具有统计显著性，这种差异是由全局生产技术下生产前沿持续向外扩展造成的；未考虑非期望产出时，全要素能源效率的增长低于环境全要素生产率的增长，主要是由于考虑环境规制因素后，而且纯技术效率和规模效率的恶化程度有所缓解，这充分说明未考虑环境治理将会夸大技术进步和技术规模报酬的提高，减缓全要素生产率的增长速度，减低经济增长质量。除了技术规模变动外，全要素生产率增长、技术进步、技术效率变动、规模效率变动与考虑非期望产出时得到的数值有显著的差异。因此在生产率增长绩效评价中，引入环境因素是必要的，这为纠偏效率改善和技术进步程度，实现经济可持续发展提供了路径选择。

当然，本文还存在一些需要改进的地方，如没有考虑温室气体以及固定污染物，从而影响了环境约束下评价各个省市的全要素生产率的准确性；没有将资本深化效应纳入到分析框架中，不能明晰要素积累和全要素生产率对经济增长的贡献；没有对技术效率、技术进步的影响因素进行分析。因此，在运用本文的研究结果制定政策建议时需要谨慎，这也是我们下一步研究的方向。

参考文献

- 吴军. 2009.环境约束下中国地区工业全要素生产率增长及收敛分析[J].数量经济技术经济研究, (11): 17-27
- 王兵,吴延瑞,颜鹏飞.2010.中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J].经济研究, (5): 95-109
- 杨文举..2011.基于 DEA 的绿色经济增长核算: 以中国地区工业为例[J].数量经济技术经济研究, (1): 19-34。
- 李国璋, 霍宗杰.2010.我国全要素能源效率及其收敛性[J].中国人口·资源与环境, (1): 11-16.
- 史丹.2002.我国经济增长过程中能源利用效率的改进[J].经济研究, (9): 49-56.
- 史丹.2006.中国能源效率的地区差异及节能潜力分析[J].中国工业经济, (10): 49-58.
- 章祥荪,贵斌威.2008.中国全要素生产率分析: Malmquist 指数法评述与应用[J].数量经济技术经济研究. (6): 111-122
- 王群伟,周德群,陈洪涛.2009.技术进步与能源效率—基于 ARDL 方法的分析[J].数理统计与管理,(5):913-920.
- 屈小娥.2009.中国省际全要素能源效率变动分解—基于 Malmquist 指数的实证研究[J].数量经济技术经济研究, (8): 29-43.
- 袁晓玲,张宝山,杨万平.2009.基于环境污染的中国全要素能源效率研究[J].中国工业经济, (2): 76-86.
- 单豪杰.2008.中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年[J].数量经济技术经济研究, (10): 17-31.
- 胡鞍钢,郑京海等.2008.考虑环境因素的省级技术效率排名(1999-2005) [J].经济学(季刊), (3): 933-960.
- Chambers R.G., Chung Y., Fare R.1996. Benefit and Distance Functions, *Journal of Economic Theory*, 70(2): 407-419.
- Chambers R.G., Chung Y., Fare R.1998. Profit, Directional Distance Functions, and Nerlovian Efficiency [J], 98(2):351-364.
- Chung Y. H., Färe R., Grosskopf S.1997. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach [J]. *J Environ Manage*, 51(3):229-240.
- Fare R., Grosskopf S., Norris, M., Zhang, Z. 1994b.Productivity Growth , Technical Progress , and Efficiency Change in Industrialized Countries [J] , *American Economic Review*, 84(1): 66-83.
- Färe R., Grosskopf S., Margaritis D. 2001.APEC and the Asian Economic Crisis: Early Signals from Productivity Trends [J]. *Asian Economic Journal*,15 (3):325-342.
- Grifell-Tatjé E. and Lovell C.A.K. 1999.A Generalized Malmquist Productivity Index [J]. *TOP*, 7(1):81-101
- Hu J.L, Wang S.C.2006. Total-factor Energy Efficiency of Regions in China [J], *Energy Policy*, 34(17):3206-3217.
- Hailu A., Veeman T.S. 2001.Non-parametric productivity analysis with undesirable outputs: an application to the Canadian pulp and paper industry [J], *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3): 605-616.
- Pastor J.T. and Lovell C. A. K..2005.A Global Malmquist Productivity Index [J], *Economics Letters*, 88(2): 266-271.
- Luenberger D.G.1992. New optimality principles for economic efficiency and equilibrium, *Journal of Optimization Theory and Applications*, 75 (2): 221-264.
- Kumar S. 2006.Environmentally sensitive productivity growth: A global analysis using Malmquist-Luenberger index [J]. *Ecological Economics*, 56(2): 280-293.
- Ray S. C., Desli E.1997. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Comment [J], *American Economic Review*, 87(5): 1033-1039.
- Oh D.H.2010. A global Malmquist-Luenberger productivity index [J], *Journal of Productivity Analysis*, 34(3): 183-197.